

MODELO UNIFACTORIAL EN EL MERCADO BURSÁTIL MEXICANO, ¿CAMBIO ESTRUCTURAL DEBIDO A LA PANDEMIA?*

José Carlos Espinoza**
Karla Ivonne Ramírez Díaz***
Jorge Raúl Martínez Herrera****

Recibido: agosto 27 de 2025 – Aprobado: 12 enero de 2026

DOI: <https://doi.org/10.22395/seec.v29n67a5226>

RESUMEN

La presente investigación evalúa la presencia de un cambio estructural en el riesgo específico de las acciones de las empresas que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) por sector, antes y después del anuncio de la pandemia de covid-19, que representó un *shock* exógeno de oferta y demanda. Se utiliza un modelo unifactorial para estimar la relación entre el rendimiento individual de cada acción y el rendimiento del mercado en el periodo 2017-2022, y mediante la prueba de Chow se identifica que una tercera parte de las acciones experimentó un cambio estructural estadísticamente significativo. Los sectores con mayor incidencia de cambio fueron salud, consumo no básico, industrial y materiales, lo que sugiere una sensibilidad diferenciada ante choques externos, que puede ser asociada con la elasticidad de la demanda de los bienes y servicios que proveen. Este trabajo contribuye a la literatura financiera sobre el riesgo idiosincrático en mercados emergentes al ofrecer evidencia sectorial posterior a un evento extremo, además de proveer una herramienta para evaluar el riesgo para la toma de decisiones de inversionistas, gestores de portafolio y reguladores.

PALABRAS CLAVE

Modelo unifactorial, riesgo de mercado, cambio estructural.

* Artículo de investigación que surge como un producto derivado del ejercicio académico como profesores de la Universidad Autónoma de Nuevo León en el año 2025, financiado con recursos propios.

** Economista, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México. Físico, Universidad Autónoma de Nuevo León, San Nicolás, México. Maestro en Finanzas, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México. Maestro en Actividad Física y Deporte, Universidad Autónoma de Nuevo León, San Nicolás, México. Doctor en Ciencias Políticas, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México. Profesor, Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México. Correo electrónico: jose.espinozabr@uanl.edu.mx. Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-6718-9336>

*** Economista, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México. Maestra en Finanzas, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México. Doctora en Ciencias Sociales y Políticas, Universidad Iberoamericana, Ciudad de México, México. Profesora e investigadora, Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México. Correo electrónico: karla.ramirezdz@uanl.edu.mx. Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-1511-7124>

**** Economista, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México. Maestro en Economía, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México. Doctor en Ciencias Económicas, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México. Profesor, Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México. Correo electrónico: jorge.martinezhrr@uanl.edu.mx. Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-3758-5658>

CLASIFICACIÓN JEL

G12; E44.

CONTENIDO

Introducción; 1. Modelos financieros y cambio estructural; 2. Metodología; 3. Resultados; 4. Discusión de resultados; 5. Conclusiones; Referencias; Anexo

SINGLE-FACTOR MODEL IN THE MEXICAN STOCK MARKET: STRUCTURAL CHANGE DUE TO THE PANDEMIC?

ABSTRACT

This research evaluates the presence of a structural change in the specific risk of the shares of companies listed on the Mexican Stock Exchange (BMV) by sector, before and after the announcement of the COVID-19 pandemic, which represented an exogenous shock to supply and demand. A single-factor model is used to estimate the relationship between the individual performance of each stock and the market performance in the period 2017-2022, and the Chow test identifies that one-third of the stocks experienced a statistically significant structural change. The sectors with the highest incidence of change were health, non-basic consumption, industrial, and materials, suggesting a differentiated sensitivity to external shocks, which may be associated with the elasticity of demand for the goods and services they provide. This work contributes to the financial literature on idiosyncratic risk in emerging markets by offering sectoral evidence following an extreme event, as well as providing a tool for assessing risk for decision-making by investors, portfolio managers, and regulators.

KEYWORDS

Unifactorial model, market risk, structural change.

JEL CLASSIFICATION

G12; E44.

CONTENTS

Introduction; 1. Financial models and structural change; 2. Methodology; 3. Results; 4. Discussion of results; 5. Conclusions; References; Appendix

MODELO UNIFATORIAL NO MERCADO DE AÇÕES MEXICANO: MUDANÇA ESTRUTURAL DEVIDO À PANDEMIA?

RESUMO

A presente investigação avalia a presença de uma mudança estrutural no risco específico das ações das empresas cotadas na Bolsa Mexicana de Valores (BMV) por setor, antes e depois do anúncio da pandemia da COVID-19, que representou um choque exógeno de oferta e demanda. Utiliza-se um modelo unifatorial para estimar a relação entre o rendimento individual de cada ação e o rendimento do mercado no período 2017-2022, e através do teste de Chow identifica-se que um terço das ações sofreu uma mudança estrutural estatisticamente significativa. Os setores com maior incidência de mudança foram saúde, consumo não básico, industrial e materiais, o que sugere uma sensibilidade diferenciada a choques externos, que pode estar associada à elasticidade da demanda dos bens e serviços que fornecem. Este trabalho contribui para a literatura financeira sobre o risco idiossincrático em mercados emergentes, oferecendo evidências setoriais após um evento extremo, além de fornecer uma ferramenta para avaliar o risco para a tomada de decisões de investidores, gestores de portfólio e reguladores.

PALAVRAS-CHAVE

Modelo unifatorial, risco de mercado, mudança estrutural.

CLASSIFICAÇÃO JEL

G12; E44.

CONTEÚDO

Introdução; 1. Modelos financeiros e mudança estrutural; 2. Metodologia; 3. Resultados; 4. Discussão dos resultados; 5. Conclusões; Referências; Anexo

INTRODUCCIÓN

Ante la presencia de fenómenos inesperados como una pandemia global, se ven afectados diversos agentes económicos, entre estos las empresas. Debido a la pandemia covid-19 que ocurrió en años recientes en todo el mundo, las empresas tuvieron que implementar estrategias de supervivencia y adaptación en tres niveles críticos: financiero, operativo y de capital humano. Desde el diseño de innovaciones para modificar la cadena de valor y permanecer en el mercado, hasta buscar nuevas fuentes de financiamiento, así como reconfigurar su estructura de costos y procesos e innovar en su estrategia de ventas, todos estos efectos se vieron reflejados en los cambios en los precios de las acciones, y como consecuencia, en sus rendimientos, resultados que afectaron las decisiones de inversión de los tenedores de las acciones.

Es decir, el rendimiento de las empresas que cotizan en bolsa se puede ver afectado por diversos factores tales como riesgo crediticio, volumen de ventas, incertidumbre y cambios económicos externos, como ocurre en una pandemia. Aunque existen diversas medidas para cuantificar la incertidumbre del rendimiento esperado, la más utilizada es la desviación estándar. En este sentido, el riesgo de un activo financiero se calcula a través de la desviación estándar de los rendimientos comparados con el rendimiento esperado. Sin embargo, cuando se calcula el riesgo de un portafolio no se obtiene como la suma de los riesgos individuales de cada activo, sino mediante la fórmula fundamental del riesgo en la teoría del portafolio, en la cual se incorpora no solo la volatilidad individual de los activos financieros sino también la correlación entre cada uno de ellos (Markowitz, 1952).

La aportación principal de la teoría del portafolio desarrollada por Markowitz en 1952 en su artículo "Portfolio Selection" ha permitido cambiar la perspectiva de un inversionista. A partir de esta contribución, es un punto de inflexión importante que la decisión de invertir depende del rendimiento esperado de un activo, pero también de la incertidumbre de obtener dicho rendimiento esperado. La complejidad de dicha fórmula radica en el cálculo del coeficiente de correlación entre cada uno de los activos financieros incorporados en el portafolio, debido al gran número de parámetros a calcular. Sin embargo, un modelo ampliamente utilizado que reduce considerablemente el número de variables a estimar ha sido el modelo unifactorial (Elton *et al.*, 2014).

El modelo unifactorial permite estimar el riesgo de un portafolio o de un activo financiero a partir del rendimiento del mercado, por lo que el resultado de mayor trascendencia del modelo es el coeficiente estimado, conocido como *la beta*. La beta es el cociente de la covarianza de un activo financiero y el mercado entre la varianza del mercado (Ross, 1976), y representa la sensibilidad del rendimiento de

una acción (o sector) frente a los movimientos del mercado en su conjunto. Es la medida estándar del riesgo sistémico o no diversificable. En el ámbito financiero, la beta es un indicador utilizado de forma amplia para medir el riesgo específico de un activo respecto al riesgo de mercado (Fama y French, 2004).

El objetivo de esta investigación es estimar el riesgo específico de las acciones que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) mediante un modelo unifactorial, para analizar su comportamiento antes y después del anuncio de la pandemia de covid-19. Para ello, se considera un periodo de 30 meses previos y 30 meses posteriores al evento, y se aplica la prueba de Chow (1960) para identificar la presencia de un cambio estructural en el riesgo específico de los activos.

Lo anterior tomando en consideración que si bien en México el primer caso de covid-19 se detectó el 27 de febrero de 2020, la Organización Mundial de la Salud (OMS) declaró desde el 30 de enero de 2020 a dicha pandemia como "emergencia de salud pública de alcance internacional" (Escudero *et al.*, 2020). En consecuencia, la fecha del periodo de estudio abarca del 1 de agosto de 2017 al 29 de julio de 2022.

El estudio pretende responder la siguiente pregunta de investigación: ¿existe evidencia de un cambio estructural en el riesgo específico de las empresas que cotizan en la BMV, por sector, como consecuencia de la pandemia de covid-19?

Lo anterior implica que esta investigación pretende determinar la presencia de un cambio estructural debido a la pandemia por sector, lo cual no se ha analizado en la literatura existente. De igual manera, se espera que las empresas relacionadas con los sectores en los que se producen bienes y servicios con mayor elasticidad precio de la demanda, presenten un mayor impacto por la pandemia.

Los resultados permitirán generar un mayor conocimiento del comportamiento de los mercados financieros, que, a su vez, coadyuven en la toma de decisiones óptimas de inversión con anticipación, ajustado por las expectativas.

El artículo comienza con la descripción del modelo unifactorial y otros modelos financieros que pretenden captar la esencia del comportamiento de un activo financiero, así como los hallazgos nacionales en la estimación de dichos modelos. A continuación se detalla la metodología empleada. Luego se muestran los resultados obtenidos. Al final se indican las conclusiones del estudio.

1. MODELOS FINANCIEROS Y CAMBIO ESTRUCTURAL

En esta sección se destacan los diversos modelos financieros tradicionales relacionados con la estimación del rendimiento de un activo financiero, los cuales pueden clasificarse en un sentido amplio, en modelos unifactoriales y multifactoriales.

En particular, el modelo unifactorial, a pesar de ser menos complejo que los modelos multifactoriales, permite simplificar los cálculos en la construcción de portafolios de inversión, lo que ha favorecido su amplio uso en la literatura financiera (Elton *et al.*, 2014). En este sentido, Benoit *et al.* (2013) analizan el riesgo sistemático de un portafolio mediante distintos modelos de fijación de precios de equilibrio y concluyen que el modelo unifactorial captura en mayor medida la variabilidad del riesgo sistemático, que los modelos multifactoriales. De forma similar, Nekrasov y Shroff (2007) encuentran que dicho modelo captura de manera adecuada el riesgo asociado al valor en libros respecto al valor de mercado, además de que explica el error en la estimación del precio de las acciones.

Dentro de los modelos multifactoriales de precios de equilibrio más utilizados a nivel internacional están el Capital Asset Pricing Model (CAPM), modelo de Fama y French (1993); el Arbitrage Pricing Model (APT), propuesto por Ross (1976); y el modelo de Chen, Roll y Ross (1986).

El CAPM destaca por su amplia aplicación en la estimación del costo de capital y en la evaluación del desempeño de portafolios, así como por su simplicidad e intuición en la medición de la relación entre riesgo y rendimiento esperado (Fama y French, 2004). Este modelo se sustenta en los aportes de Markowitz (1952) y Tobin (1958), quienes establecieron las bases de la teoría moderna de portafolios y del teorema de la separación, en el cual se postula la independencia entre las decisiones de inversión y financiamiento (Astaiza, 2012).

Por su parte, el APT desarrollado por Ross (1976), funge como modelo alternativo al CAPM. A diferencia de este, que considera que el riesgo sistemático depende de la prima por el exceso de riesgo sobre el mercado, el APT considera que el riesgo sistemático está determinado por un mayor número de factores macroeconómicos.

El modelo de Chen, Roll y Ross (1986) es un modelo multifactorial que incorpora variables económicas y financieras con el fin de capturar la mayor información disponible en dichos mercados, por lo que podría considerarse que es un caso especial del modelo APT.

Por su parte, el modelo de Fama y French (1993) consiste en un modelo multifactorial que contempla tres factores en especial, por lo que es conocido como

el modelo de 3 factores. Aunado al factor que contempla el CAPM, que es la prima por el exceso de riesgo sobre el mercado, este modelo incorpora una prima por el tamaño de empresa y otra por el valor de la misma. Si bien la evidencia empírica respalda la utilidad de estos modelos multifactoriales, diversos estudios señalan que también presentan limitaciones relevantes.

Diversos trabajos han aplicado estos modelos en el mercado bursátil mexicano, con resultados distintos. Por ejemplo, Saldaña *et al.* (2007) comparan el CAPM y el APT para acciones del sector telecomunicaciones y concluyen que el APT presenta un mejor desempeño debido a la incorporación de múltiples factores. Treviño (2009, 2012), mediante la aplicación de versiones estáticas y condicionadas del CAPM encuentra que dicho modelo explica de forma parcial el riesgo sistemático en México, aunque destaca la necesidad de seguir investigando su pertinencia en economías en desarrollo. Resultados similares se observan en Saldívar *et al.* (2014), Reddy y Clinton (2016), así como en los estudios sectoriales de Rodríguez y Flores (2017, 2019) y Flores *et al.* (2020), los cuales evidencian diferencias relevantes en la sensibilidad al mercado según el sector y el tamaño de las empresas. Asimismo, López-Herrera y Mosso-Martínez (2021) y Trejo y Gallegos (2021) confirman la aplicabilidad del CAPM, incluso en contextos de volatilidad elevada.

La literatura más reciente también ha abordado la presencia de cambios estructurales en los mercados financieros, en particular a raíz de la pandemia de covid-19. Estudios como los de Bouri *et al.* (2022), Samaniego *et al.* (2022) y Esparcia y López (2022) muestran que ciertos sectores, tales como el automotriz y salud, presentan una mayor sensibilidad ante choques externos. En contraste, Espinoza *et al.* (2024) no encuentran evidencia de cambio estructural en el mercado mexicano desde una perspectiva agregada que considera un portafolio diversificado.

En línea con estos enfoques, investigaciones más recientes también han documentado que eventos extremos incrementan la volatilidad y generan rupturas estructurales en diversos mercados. Tal es el caso de Arnell *et al.* (2023), quienes evidencian que los cambios estructurales afectan la conectividad y la transmisión de volatilidad entre activos, mientras que estudios recientes sobre mercados desarrollados y emergentes muestran que la pandemia incrementó de forma persistente la volatilidad (Khan *et al.*, 2024). Por su parte, Mariné-Osorio y González-Núñez (2024), Olvera *et al.* (2024) y Vergara González *et al.* (2021) documentan que los cambios estructurales impactan de manera diferenciada a sectores (tecnología, energía y salud) y variables económicas (tipo de cambio, tasas de interés, inflación y agregados monetarios), lo que refuerza la relevancia de analizar estos fenómenos desde enfoques sectoriales y específicos.

2. METODOLOGÍA

En la presente investigación se utiliza el modelo unifactorial debido a su efectividad, así como a la simplicidad del cálculo en la construcción de portafolios de inversión. El modelo se representa con la siguiente ecuación:

$$r_i = \alpha_i + \beta_i r_m + e_i \quad [1]$$

Donde r_i es el rendimiento del activo y r_m se refiere al rendimiento del mercado. No obstante, el coeficiente de mayor interés es la beta, ya que se trata de un indicador de gran interés en las finanzas porque muestra la sensibilidad del rendimiento de un activo ante cambios en el rendimiento del mercado, es decir, es un indicador de riesgo fundamental, el cual se puede expresar con la ecuación:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} \quad [2]$$

Donde σ_{im} es la covarianza entre el activo y el mercado, y σ_m^2 es la varianza del mercado.

Además de que el modelo unifactorial es el más simple de los modelos de fijación de precio de los activos, es muy útil ya que permite simplificar los cálculos en la construcción de portafolios de inversión, por lo cual es utilizado de forma constante no solo por académicos y científicos, sino por inversionistas y especialistas en finanzas, pues su estimación permite realizar análisis financieros en diversos campos como la administración de portafolios y análisis de inversión (Elton *et al.*, 2014).

El modelo unifactorial simplifica los cálculos numéricos que son obtenidos en las ecuaciones de riesgo y rendimiento postuladas por Markowitz (1952):

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_i x_j \sigma_{ij} \quad [3]$$

$$\bar{r}_p = E[r_p] = E\left[\sum_{i=1}^N x_i r_i\right] = \sum_{i=1}^N E[x_i r_i] = \sum_{i=1}^N x_i \bar{r}_i \quad [4]$$

Donde σ_p^2 es la varianza del portafolio, x representa la ponderación a invertir en determinado activo, σ_{ij} es la covarianza entre dos activos, mientras que \bar{r}_p se refiere al rendimiento promedio del portafolio y \bar{r}_i al del activo.

A partir del modelo unifactorial, el cual se construye a su vez mediante la consideración de los supuestos de normalidad del error, no endogeneidad, no correlación entre los términos de error y varianza conocida del rendimiento

del mercado, se derivan las ecuaciones del modelo que permiten simplificar la construcción de un portafolio de inversión. Tanto los supuestos como las ecuaciones que se derivan se encuentran en el Apéndice, al final del documento, y dan lugar a las ecuaciones:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N x_i^2 \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N x_i x_j \beta_i \beta_j \sigma_m^2 + \sum_{i=1}^N x_i^2 \sigma_{ei}^2 \quad [5]$$

$$\bar{r}_p = \sum_{i=1}^N x_i \alpha_i + \sum_{i=1}^N x_i \beta_i \bar{r}_m \quad [6]$$

Donde α_i y β_i son los parámetros estimados mediante el modelo unifactorial, σ_m^2 es la varianza del mercado y σ_{ei}^2 es la varianza del error del activo, este último también obtenido a partir del modelo en cuestión.

Dichas ecuaciones simplifican de manera considerable los cálculos asociados al número de parámetros a estimar, por ejemplo, en el caso de que el portafolio cuente con 100 activos en lugar de estimar 5.150 parámetros (100 rendimientos promedio, 100 varianzas individuales y 4.950 covarianzas) solamente se requiere estimar 302 parámetros (α_i , β_i y σ_{ei}^2 para cada activo y \bar{r}_m y σ_m^2 para el mercado).

Lo anterior representa una ventaja práctica del uso del modelo unifactorial, pero más allá de dicha ventaja, en el presente estudio se busca determinar la existencia de un cambio estructural en el riesgo específico de las empresas que cotizan en la BMV por sector, como consecuencia de la pandemia de covid-19. Para ello se emplea el modelo en cuestión debido a su simplicidad y precisión.

Con base en lo anterior, se estima la ecuación [1] y una vez estimados los coeficientes, se lleva a cabo la prueba de Chow, que permite determinar si la relación entre dos variables permanece sin cambio entre dos periodos de tiempo (Chow, 1960). En particular, se dividen los datos en dos periodos separados por la pandemia covid-19, luego se estiman los coeficientes de ambas regresiones por periodo (antes de la pandemia y después de la pandemia) y se comparan los coeficientes entre las dos regresiones en busca de evidencia estadística suficiente que muestre la existencia de un cambio estructural causado por la pandemia.

En el presente estudio se estima el modelo unifactorial para 100 acciones que cotizan en la BMV con información disponible entre el 1 de agosto de 2017 al 29 de julio de 2022. Cabe destacar que han sido descartadas el resto de las acciones debido a que no existe información disponible para estos períodos. Se utiliza el precio diario (ajustado por dividendos) de estas acciones para 1.259 días. Con esta información se estiman el rendimiento diario y el rendimiento promedio del mercado.

La información de los precios se obtuvo del portal financiero Yahoo Finance (2022), mientras que el paquete estadístico que se utiliza para realizar las estimaciones estadísticas es Stata.

3. RESULTADOS

Antes de mostrar los resultados obtenidos del modelo unifactorial, se presenta en la tabla 1 una lista que contiene la clasificación de las 100 empresas incluidas en el estudio por sector, utilizando la clave de pizarra con la que cotizan en la BMV.

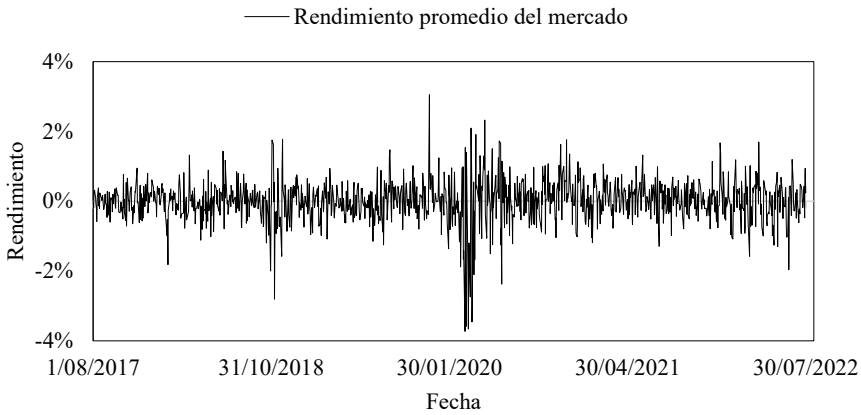
Tabla 1. Lista de empresas de la BMV clasificadas por sector

Sector	Empresas [claves de pizarra]
Industrial	[AEROMEX, AGUA, ALFA, ARA, ASUR, CERAMIC, DINE, GAP, GCARSO, GICSA, GISSA, GMD, GSANBOR, HOMEX, IDEAL, KUO, OMA, ORBIA, PASA, PINFRA, TMM, URBI, VESTA, VINTE, VOLAR]
Materiales	[ALPEK, AUTLAN, CEMEX, CMOCTEZ, CONVER, CYDSASA, GCC, GMEXICO, ICH, LAMOSA, MFRISCO, PE&OLES, POCHTEC, SIMEC, TEAK, TS, VITRO]
Productos de consumo frecuente	[AC, BACHOCO, BAFAR, BIMBO, CHDRAUI, CUERVO, CULTIBA, FEMSA, GIGANTE, GRUMA, HERDEZ, KIMBER, LACOMER, LALA, MINSA, SORIANA, WALMEX]
Salud	[FRAGUA, LAB, MEDICA]
Telecomunicaciones	[AMX, AXTEL, AZTECA, MEGA, TLEVISA]
Servicios financieros	[ACTINVR, BBAJIO, BBVA, BOLSA, BSMX, FINAMEX, FINDEP, GBM, GENTERA, GFINBUR, GFNORTE, GNP, GPROFUT, INVEX, MONEX, Q, R, UNIFIN, VALJEGF]
Servicios y bienes de consumo no básico	[ALSEA, CIDMEGA, CIE, CMR, ELEKTRA, GFAMSA, HCITY, HOTEL, LIVEPOL, NEMAK, POSADAS, RLH, SPORT, VASCONI]

Fuente: Elaboración propia con datos de Yahoo Finance (2022)

En la figura 1 se puede observar el comportamiento diario del rendimiento promedio del mercado (variable independiente en el modelo), es decir, considerando un portafolio compuesto por las 100 acciones de forma equitativa. En dicha figura se destacan las caídas pronunciadas de la BMV del 9 y 12 de marzo de 2020 ocasionadas por la pandemia covid-19. Incluso, el día 12 de marzo la BMV tuvo un paro de emergencia, ya que el principal índice de referencia en el país, el índice de precios y cotizaciones (IPC), cayó un 7 %, la mayor caída diaria desde el 10 de septiembre de 1998 (Ferrer, 2020). Es importante destacar que, en la situación previa a la pandemia, el rendimiento promedio del mercado fue del -0.02%, mientras que en la situación posterior a la pandemia fue del 0.02%.

Figura 1. Rendimiento del mercado calculado



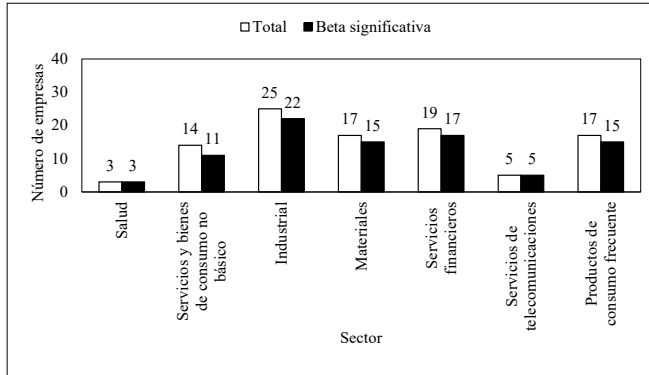
Fuente: Elaboración propia con datos de Yahoo Finance (2022)

Los resultados del modelo unifactorial para los 100 activos que componen el portafolio en el periodo analizado muestran evidencia empírica de un coeficiente beta estadísticamente significativo al 5% en 88 de los 100 modelos estimados. De manera complementaria, en la sección final, Apéndice, se incluyen los resultados estadísticos completos, que permiten evaluar la bondad del ajuste del modelo y la posible presencia de autocorrelación en los residuos, así como pruebas estadísticas de autocorrelación, heterocedasticidad, normalidad y estacionariedad.

En conjunto, estos resultados respaldan el cumplimiento de los supuestos clásicos del modelo de regresión lineal y, por ende, la pertinencia del uso del modelo unifactorial con series de tiempo financieras. Además, como prueba de robustez, los modelos fueron reestimados mediante el uso de errores estándar robustos a la heterocedasticidad, y se encuentra que la significancia estadística de los coeficientes beta se mantiene, lo que indica que los resultados no son sensibles al método de estimación de la varianza, y refuerza la solidez de los hallazgos obtenidos.

En este sentido, la figura 2 presenta la distribución de los coeficientes beta estimados que son estadísticamente significativos por sector económico. A partir de dicha figura se observa que los sectores de salud y telecomunicaciones concentran el mayor número de coeficientes significativos, lo que sugiere que en estos sectores el modelo unifactorial resulta útil para la estimación del rendimiento de las acciones, en comparación con otros sectores del mercado bursátil mexicano.

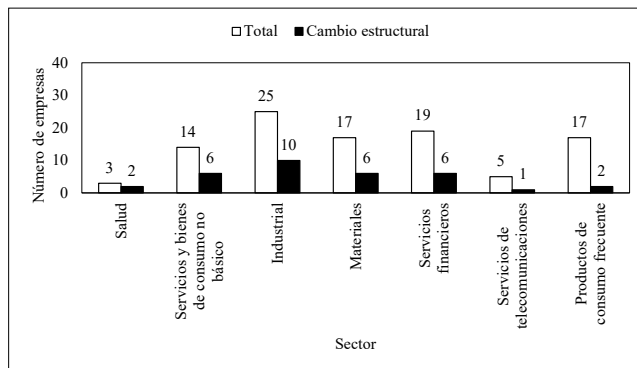
Figura 2. Coeficientes beta significativos por sector



Fuente: Elaboración propia con datos de Yahoo Finance (2022)

En relación con la presencia de cambio estructural, en 33 estimaciones de las 100 que componen el estudio se encontró un cambio estructural utilizando la prueba de Chow con un nivel de confianza del 95 %. Estos hallazgos implican que la pandemia covid-19 no tuvo un impacto estructural por completo en el mercado bursátil mexicano, sino que existió un impacto parcial. La figura 3 plasma los resultados de la prueba de cambio estructural por sector, en la cual se destaca la existencia de un cambio estructural importante en los sectores de salud (66 % de las empresas del sector), consumo no básico (43 %), industrial (40 %) y materiales (35 %). Por su parte, los sectores de servicios financieros (32 %), telecomunicaciones (20 %) y consumo frecuente (12 %) fueron los sectores en los cuales el cambio estructural se presentó en menor medida.

Figura 3. Cambio estructural por sector



Fuente: Elaboración propia con datos de Yahoo Finance (2022)

Con base en lo anterior, se puede concluir la existencia de un cambio estructural en el riesgo específico de las empresas que cotizan en la BMV como consecuencia de la pandemia de covid-19. Los sectores de salud, consumo no básico, industrial y materiales resultaron ser los más afectados.

Una vez identificada la existencia de cambio estructural, en la tabla 2 se muestran los parámetros estimados en los modelos acotados debido a la pandemia, es decir, en la situación previa y posterior a la pandemia. Se ha encontrado que en 57 de las 100 acciones, la beta se ha incrementado luego de la pandemia, lo cual se puede percibir como un incremento en la sensibilidad de los activos financieros ante la volatilidad del mercado. No obstante, solo en 16 de los 57 incrementos presentaron un cambio estructural, en otras palabras, de las 43 acciones que disminuyeron la sensibilidad al mercado, 17 no presentaron cambio estructural. De aquí surge una conclusión importante: el 28 % de las acciones que son más sensibles a movimientos del mercado presentan cambio estructural, y 40 % de las acciones que son menos sensibles a movimientos del mercado presentan cambio estructural, con lo cual se puede inferir que la pandemia ocasionó que en mayor medida, las empresas fueran menos sensibles al mercado.

Tabla 2. Coeficientes beta estimados antes [1] y después [2] de la pandemia

Clave	[1]	[2]	Clave	[1]	[2]	Clave	[1]	[2]	Clave	[1]	[2]
AC	0,92	0,80	CMOCTEZ	0,33	0,11	GNP	0,00	0,05	ORBIA	1,58	1,91
ACTINVR	0,22	0,12	CMR	0,16	0,55	GPROFUT	0,07	0,40	PASA	0,13	0,09
AEROMEX	1,60	3,09	CONVER	0,08	0,07	GRUMA	1,03	0,73	PE&OLES	2,20	1,13
AGUA	1,56	1,76	CUERVO	0,73	0,85	GSANBOR	0,14	0,01	PINFRA	1,17	1,34
ALFA	1,84	2,02	CULTIBA	0,43	0,66	HCITY	0,99	1,59	POCHTEC	0,14	0,18
ALPEK	1,24	1,43	CYDSASA	0,59	0,12	HERDEZ	1,65	1,75	POSADAS	0,08	0,48
ALSEA	1,42	2,28	DINE	0,11	0,50	HOMEX	4,00	1,57	Q	0,76	1,16
AMX	1,48	1,29	ELEKTRA	0,71	0,19	HOTEL	0,84	0,78	R	1,36	2,15
ARA	1,75	1,01	FEMSA	1,09	1,26	ICH	1,83	0,46	RLH	0,03	0,12
ASUR	1,55	1,80	FINAMEX	0,09	0,09	IDEAL	0,59	0,10	SIMEC	0,56	0,23
AUTLAN	0,89	0,67	FINDEP	0,45	0,01	INVEX	0,04	0,02	SORIANA	1,18	1,11
AXTEL	1,73	1,90	FRAGUA	0,15	0,33	KIMBER	1,48	1,05	SPORT	0,16	1,18
AZTECA	2,23	1,98	GAP	1,44	2,47	KUO	0,26	0,08	TEAK	0,15	0,45
BACHOCO	1,03	0,73	GBM	0,09	0,49	LAB	1,74	1,12	TLEVISA	1,46	2,65
BAFAR	0,00	0,07	GCARSO	1,94	2,00	LACOMER	1,19	1,29	TMM	1,50	0,35
BBAJIO	1,50	1,81	GCC	0,94	1,13	LALA	1,18	0,94	TS	7,33	0,94

Clave	[1]	[2]	Clave	[1]	[2]	Clave	[1]	[2]	Clave	[1]	[2]
BBVA	0,57	1,69	GENTERA	2,19	2,28	LAMOSA	0,31	0,18	UNIFIN	0,92	1,65
BIMBO	1,65	1,41	GFAMSA	2,03	0,50	LIVEPOL	1,90	1,73	URBI	0,73	0,97
BOLSA	1,33	1,35	GFINBUR	1,92	2,12	MEDICA	0,51	0,24	VALUEGF	0,15	0,93
BSMX	1,65	1,67	GFNORTE	2,24	2,27	MEGA	0,93	0,99	VASCONI	-0,03	0,16
CEMEX	2,11	2,41	GICSA	1,92	2,13	MFRISCO	1,51	1,82	VESTA	1,35	1,27
CERAMIC	0,09	0,30	GIGANTE	0,36	0,39	MINSA	0,00	0,13	VINTE	0,12	0,14
CHDRAUI	1,41	1,09	GISSA	0,64	0,37	MONEX	0,48	0,23	VITRO	0,83	0,66
CIDMEGA	0,01	0,05	GMD	0,19	0,03	NEMAK	1,15	1,58	VOLAR	1,52	3,02
CIE	0,16	0,23	GMEXICO	1,78	1,73	OMA	1,57	2,20	WALMEX	-0,07	-0,42

Fuente: Elaboración propia con datos de Yahoo Finance (2022)

Los resultados anteriores son interesantes debido a la volatilidad que pueden presentar ciertos sectores. Al igual que en la economía, hay unos sectores de mayor volatilidad que otros ante *shocks* externos que provocan incertidumbre en el mercado. Esto puede estar relacionado con la elasticidad precio de la demanda de los bienes y servicios que se ofrecen en los sectores correspondientes.

El presente estudio no tiene como objetivo identificar el modelo de mayor precisión para la estimación o el pronóstico del rendimiento de los activos en el mercado bursátil mexicano. Sin embargo, los resultados confirman que el modelo unifactorial constituye una herramienta adecuada para capturar el riesgo sistemático, dada la alta proporción de coeficientes significativos. No obstante, como todo modelo lineal, presenta limitaciones relacionadas con su poder explicativo, así como con la posible presencia de asimetría (sesgo) y colas pesadas (curtosis) características de las series financieras.

4. DISCUSIÓN DE RESULTADOS

Los resultados obtenidos confirman la pertinencia del modelo unifactorial como herramienta para capturar el riesgo sistemático de las acciones que cotizan en la BMV, en línea con lo señalado por Nekrasov y Shroff (2007), Elton *et al.* (2014) y Benoit *et al.* (2013), quienes destacan su capacidad explicativa, pese a su simplicidad. El alto porcentaje de betas significativas (88 %) sugiere que el rendimiento del mercado continúa siendo un factor relevante en la determinación del rendimiento individual de los activos, incluso en contextos de alta incertidumbre como el generado por el *shock* externo producido por la pandemia de covid-19. No obstante, la evidencia de cambios estructurales en una proporción limitada de activos (33 %) es consistente

con la literatura que señala que los choques extremos no afectan de manera homogénea a todos los sectores ni a todos los activos financieros.

Desde una perspectiva empírica, los hallazgos presentan coincidencias y divergencias con estudios previos. Por un lado, los resultados contrastan con Espinoza *et al.* (2024), quienes no encuentran evidencia de cambio estructural en el mercado mexicano tras la pandemia; sin embargo, dicha discrepancia puede atribuirse a diferencias metodológicas y al enfoque agregado de su análisis, frente al enfoque sectorial adoptado en esta investigación. Por otro lado, los resultados son consistentes con Esparcia y López (2022) y Mariné-Osorio y González-Núñez (2024), quienes identifican que ciertos sectores, en particular los sectores salud e industrial, presentan mayor sensibilidad ante choques externos. Esto refuerza la idea de que los efectos de eventos globales se manifiestan con mayor intensidad a nivel sectorial que a nivel de mercado agregado.

El principal aporte de esta investigación radica en la identificación de una relación clara entre la presencia de cambios estructurales en las betas y el sector económico al que pertenecen las empresas, lo que sugiere que la elasticidad precio de la demanda de los bienes y servicios ofrecidos desempeña un papel relevante en la sensibilidad bursátil ante choques externos. Este enfoque sectorial permite profundizar en la comprensión del comportamiento del riesgo específico en mercados emergentes y aporta evidencia empírica para el caso mexicano, además de complementar la literatura existente sobre cambios estructurales inducidos por eventos extremos. En este sentido, el estudio no solo amplía el análisis del impacto de la pandemia en el mercado bursátil, sino que también ofrece un marco útil para la evaluación anticipada de riesgos sectoriales.

En términos empíricos, estos hallazgos tienen implicaciones directas para inversionistas y gestores de portafolio. En primer lugar, la evidencia de cambios estructurales en sectores específicos indica que una estrategia de diversificación basada únicamente en el mercado agregado puede ser insuficiente durante eventos extremos, ya que la sensibilidad al riesgo varía de manera significativa entre sectores. La mayor incidencia de cambios estructurales en sectores como salud, consumo no básico, industrial y materiales sugiere que estos segmentos requieren un monitoreo constante de su perfil de riesgo, así como ajustes más frecuentes en las ponderaciones de portafolio. En segundo lugar, el incremento generalizado de las betas posterior a la pandemia implica que el riesgo sistemático del mercado puede amplificarse en escenarios de alta incertidumbre, lo que refuerza la necesidad de revisar de forma periódica los supuestos de riesgo y de costo de capital empleados en valuaciones y decisiones de inversión. Por último, la relación entre elasticidad de la demanda y

sensibilidad bursátil sugiere que, además de indicadores financieros tradicionales, los gestores deben incorporar variables microeconómicas y de comportamiento del consumo para anticipar la respuesta sectorial ante choques externos.

5. CONCLUSIONES

En la presente investigación se ha utilizado el modelo unifactorial, con el cual se han estimado las betas de 100 acciones de la BMV, y se ha encontrado que el coeficiente beta del modelo es significativo en el 88 % de los casos, mientras que en el 33 % de los casos ha existido un cambio estructural debido a la pandemia, por lo que puede decirse que la pandemia ha tenido un impacto parcial en el mercado bursátil mexicano.

Así mismo, se ha encontrado que la mayoría de las betas estimadas se han incrementado en la situación posterior a la pandemia. Sin embargo, en términos relativos, el cambio estructural ha ocasionado en mayor medida que las empresas sean menos sensibles al mercado.

No obstante, el hallazgo de mayor importancia ha sido la vinculación que existe entre el porcentaje de betas con cambio estructural respecto al total de betas estimadas y el sector al cual pertenece la acción para la cual se estimó la beta. Los sectores de mayor porcentaje de betas con cambio estructural han sido los sectores de salud, servicios y bienes de consumo no básico, industrial y materiales, por lo que esto debe ser consecuencia del tipo de bienes y servicios que se derivan de dichos sectores, es decir, se observa una relación entre las acciones con cambio estructural y los sectores que ofrecen bienes y servicios con mayor elasticidad precio de la demanda.

Por lo anterior, se concluye que, al igual que en la economía, en el mercado bursátil existen sectores con mayor sensibilidad ante situaciones externas que provocan cambios en el propio mercado. Dicha conclusión es importante, puesto que permite comprender y explicar lo acontecido en el mercado bursátil en México, que a su vez puede fungir como información relevante en la toma de decisiones económicas y financieras de forma anticipada. Por lo tanto, se concluye que como consecuencia de la pandemia de covid-19 existe evidencia empírica de un cambio estructural en el riesgo específico de las empresas que cotizan en la BMV, específicamente para los sectores salud, consumo no básico e industrial.

La principal limitación del estudio radica en que se trata de un análisis de comparación estructural clara, no se busca una modelación matemática dinámica compleja. Por lo cual, estudios en el futuro pueden contar con un modelo de

cambio de régimen más avanzado, por ejemplo, un modelo de Markov con cambios estructurales ocultos. Si bien existen pruebas alternativas de estabilidad estructural y enfoques que permiten identificar puntos de quiebre endógenos, el presente trabajo se centra en un análisis de quiebre estructural exógeno identificado, asociado a la pandemia covid-19. Este enfoque permite una comparación directa antes y después del evento, además de mantener la simplicidad del modelo y la interpretabilidad de los resultados.

No obstante, en estudios futuros se puede ampliar el análisis tomando en cuenta pruebas de estabilidad alternativas y evaluaciones de sensibilidad frente a distintos puntos de quiebre. De igual manera, sería relevante realizar un análisis similar para el mercado bursátil de otro país con el fin de contrastar los resultados aquí presentados.

Para finalizar, estos resultados contribuyen a la comprensión más clara de los efectos económicos en el mercado financiero de un fenómeno global como una pandemia.

REFERENCIAS

- Arnell, L., Engstrom, E., Uddin, G. S., Hasan, B. y Kang, S. H. (2023). Volatility spillovers, structural breaks and uncertainty in technology sector markets. *Financial Innovation*, 9, 106. <https://doi.org/10.1186/s40854-023-00502-5>
- Astaiza, J. (2012). El teorema de la separación de Tobin: información del primer semestre de 2008 del mercado accionario colombiano. *Ad-minister*, 21, 135-154.
- Benoit, S., Colletaz, G. Hurlin, C. y Pérignon, C. (2013). A theoretical and empirical comparison of systemic risk measures. HEC Paris Research Paper No. FIN-2014-1030. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1973950>
- BMV (2022). Empresas listadas. Disponible en: <https://www.bmv.com.mx/es/empresas-listadas>
- Bouri, E., Abubakr Naeem, M., Mohd Nor, S., Mbarki, I. y Saeed, T. (2022) Government responses to COVID-19 and industry stock returns. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 35(1), 1967-1990. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1929374>
- Chen, N., Roll, R. y Ross, S. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, 59(3), 383-403. <http://www.jstor.org/stable/2352710>
- Chow, G. (1960). Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, 28(3), 591-605. <https://doi.org/10.2307/1910133>
- Elton, E., Gruber, M., Brown, S. y Goetzmann, W. (2014). *Modern portfolio theory and investment analysis*. Novena edición. Wiley.
- Escudero, X., Guarner, J., Galindo-Fraga, A., Escudero-Salamanca, M., Alcocer-Gamba, M. y Del Río, C. (2020). La pandemia de Coronavirus SARS-CoV-2 (COVID-19): Situación actual e

- implicaciones para México. *Archivos de Cardiología de México*, 90, 7-14. <https://doi.org/10.24875/acm.m20000064>
- Esparcia, C. y López, R. (2022). Outperformance of the pharmaceutical sector during the COVID-19 pandemic: Global time-varying screening rule development. *Information Sciences*, 609, 1181-1203. <https://doi.org/10.1016/j.ins.2022.07.146>
- Espinoza, J.C., Olvera Viera, T.A. y Ramos Pérez, D.P. (2024). Riesgo y rendimiento de un portafolio diversificado en México pospandemia. *Panorama Económico*, 19(40), 1–18. <https://doi.org/10.29201/pe-ipn.v19i40.125>
- Fama, E. y French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E. y French, K. (2004). The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25-46. <https://doi.org/10.1257/0895330042162430>
- Ferrer, A. (2020). Parón de emergencia en Bolsa Mexicana de Valores por desplome. Publicado el 12 de marzo de 2020 en *El Financiero*. <https://www.elfinanciero.com.mx/mercados/bolsas-de-eu-se-desploman-mas-de-7-por-brote-de-covid-19/>
- Flores, E., Rodríguez, A., Flores, J. y Varela, J. (2020). Valuación del riesgo para microempresas del sector comercial en México a través del coeficiente Beta. *Innovaciones de Negocios*, 17(33), 41-73. <https://doi.org/10.29105/rinn17.33-3>
- Khan, M. N., Fifield, S. G. M. y Power, D. M. (2024). The impact of the COVID 19 pandemic on stock market volatility: evidence from a selection of developed and emerging stock markets. *SN Business & Economics*, 4, 63. <https://doi.org/10.1007/s43546-024-00659-w>
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37. <https://doi.org/10.2307/1924119>
- López-Herrera, F. y Mosso-Martínez, M. (2021). CAPM de cuatro momentos y el riesgo de mercado de Borhis y Cedevis. *Panorama Económico*, 17(35), 187-203. <http://www.panoramaeconomico.mx/ojs/index.php/PE/article/view/100/72>
- Mariné-Osorio, F. J. y González-Núñez, J. C. (2024). Miedo e incertidumbre en las principales acciones del S&P500. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas Nueva Época REMEF*, 19(4). <https://doi.org/10.21919/remef.v19i4.1069>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91. <https://doi.org/10.2307/2975974>
- Nekrasov, A. y Shroff, P. (2007). Fundamentals-Based Risk Measurement in Valuation. *The Accounting Review*, 84(6), 1983-2011. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.930729>
- Olvera, T. A., Espinoza Briones, J. C. y Cortez Alejandro, K. A. (2024). Efecto de la pandemia covid-19 sobre el tipo de cambio bajo el enfoque de microestructura. *Análisis Económico*, 39(100), 67–83. <https://doi.org/10.24275/uam/azc/dcsh/ae/2024v39n100/Olvera>

- Reddy, K. y Clinton, V. (2016). Simulating Stock Prices Using Geometric Brownian Motion: Evidence from Australian Companies. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, 10(3), 23-47. <https://www.uowajournals.org/aabfj/article/id/1135/>
- Rodríguez, A. y Flores, E. (2017). Valuación del riesgo para micro y pequeñas empresas del sector servicios en México a través del coeficiente Beta. *RECAI Revista de Estudios en Contaduría, Administración e Informática*, 6(16), 47-80. <https://recai.uaemex.mx/article/view/8917>
- Rodríguez, A. y Flores, E. (2019). Estimación de coeficiente beta para pymes de comercio al por menor en México. *Revista Internacional La Nueva Gestión Organizacional*, 10, 13-37.
- Ross, S. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6)
- Saldaña, J., Palomo, M. y Blanco, M. (2007). Los Modelos CAPM y APT para la valuación de empresas de telecomunicaciones con parámetros operativos. *Innovaciones de Negocios*, 4(2), 331-355. <http://eprints.uanl.mx/id/eprint/12483>
- Saldívar, R., Cortez, K. y Saucedo, F. (2014) Riesgo financiero en las empresas que conforman el índice de sustentabilidad y responsabilidad social en la bolsa mexicana de valores: una perspectiva contable. *Vinculatégica*, 1, 1205-1226. <http://eprints.uanl.mx/id/eprint/17269>
- Samaniego, J., Santillán-Salgado, R. y Escobar, L. (2022). The Global Automotive Industry Stock Returns during the COVID-19 Pandemic. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas Nueva Época*, 17(4), 1-21. <https://doi.org/10.21919/remef.v17i4.800>
- Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *Review of Economic Studies*, 25(2), 65-86. <https://doi.org/10.2307/2296205>
- Trejo, B. y Gallegos, A. (2021). Estimación del riesgo de mercado utilizando el VaR y la Beta del CAPM. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas Nueva Época REMEF*, 16(2), 1-26. <https://doi.org/10.21919/remef.v16i2.589>.
- Treviño, M. (2009). Diversified returns, aggregate wealth and varying market risk premium: testing the CAPM with data for Mexico. *EconoQuantum*, 6(1), 127-136. <https://econoquantum.cucea.udg.mx/index.php/EQ/article/view/105/6355>
- Treviño, M. (2012). Conditional betas and Market re-definition: Revisiting the capital asset pricing model with Mexican data. *Journal of Research in International Business and Management*, 7(2), 179-189. <http://eprints.uanl.mx/id/eprint/7506>
- Vergara González, R., Mejía Reyes, P. y Díaz Carreño, M. A. (2021). Ciclos económicos y variables monetarias y financieras en México, 1980-2019: un enfoque de cambio estructural. *Ensayos Revista de Economía*, 40(2), 137-158. <https://doi.org/10.29105/ensayos40.2-2>
- Yahoo Finance (2022). Historical Prices. Disponible en: <https://finance.yahoo.com>

APÉNDICE

Supuestos:

$$E[e_i] = 0 \text{ y } E[e_i]^2 = \sigma_{ei}^2$$

$$E[(e_i)(r_m - \bar{r}_m)] = 0$$

$$E[e_i e_j] = 0$$

$$E[r_m - \bar{r}_m]^2 = \sigma_m^2$$

Ecuaciones del modelo:

$$\bar{r}_i = E[r_i] = \alpha_i + \beta_i \bar{r}_m$$

$$\sigma_i^2 = E[r_i - \bar{r}_i]^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{ei}^2$$

$$\sigma_{ij} = E[(r_i - \bar{r}_i)(r_j - \bar{r}_j)] = \beta_i \beta_j \sigma_m^2$$

Resultados de los estadísticos completos del modelo por activo:

Clave	Alfa	Beta	R2	DW	ARCH	JB	DFA	F de Chow
AC	0,000143	0,847672*	0,137564	2,223823	25,00284	381,0943	-18,65459	0,661998
ACTINVR	3,06E-05	0,151449*	0,007078	2,160237	1,050032	8205,23	-16,90337	0,698585
AEROMEX	-0,002621	2,601054*	0,109602	1,701472	235,812	125604,7	-15,51151	6,718819*
AGUA	0,000366	1,694859*	0,151286	2,117746	36,11358	474,9078	-16,46057	1,132327
ALFA	-0,000157	1,958391*	0,227102	1,981929	36,00977	36458,87	-16,43638	0,401567
ALPEK	0,000415	1,367945*	0,171427	1,988167	28,98446	2518,166	-19,13167	0,634458
ALSEA	-0,000138	1,996203*	0,23574	1,710393	97,61487	30750,02	-15,83419	8,000015*
AMX	0,000287	1,35318*	0,258508	1,921579	13,37236	225,8064	-19,30343	0,914803
ARA	-0,000229	1,248662*	0,111358	2,139463	25,70275	718,2744	-17,58576	6,197994*
ASUR	0,000195	1,715319*	0,270817	2,099306	8,998521	926,3241	-18,35277	1,144319
AUTLAN	4,28E-05	0,739687*	0,071245	2,160328	8,450243	3656,214	-16,94707	2,441989
AXTEL	-0,000516	1,838601*	0,172128	1,903055	51,42598	975,5007	-18,87095	0,654271
AZTECA	-0,000779	2,065562*	0,167899	1,814091	36,47081	5342,265	-19,94817	0,975084
BACHOCO	-1,33E-05	0,827059*	0,111844	2,219842	0,005118	14675,48	-16,76914	2,226749
BAFAR	0,000236	0,045667	0,001061	1,901807	91,13182	67168,84	-20,14646	0,286888

Clave	Alfa	Beta	R2	DW	ARCH	JB	DFA	F de Chow
BBAJIO	0,000408	1,712275*	0,253188	2,181771	107,7216	614,0854	-17,12442	1,667162
BBVA	-0,000211	1,323592*	0,137172	2,154473	20,14089	612,2964	-17,13772	16,10807*
BIMBO	0,000582	1,490907*	0,183807	2,221492	42,44226	1891,217	-17,44286	1,55079
BOLSA	0,000363	1,342489*	0,159797	2,303192	375,2475	9762,683	-20,19217	0,583059
BSMX	-0,000191	1,662168*	0,211778	2,024592	10,70405	8111,329	-18,06422	0,048253
CEMEX	-0,000281	2,312821*	0,301546	2,012569	12,74918	494,9589	-19,14834	1,230942
CERAMIC	0,000301	0,234956*	0,029344	1,775157	12,16579	90157,01	-16,51056	3,615837*
CHDRAUI	0,000569	1,197349*	0,151436	2,30302	39,3885	530,8728	-19,39234	3,415107*
CIDMEGA	-0,000137	0,035866	0,000751	2,516506	113,3772	128668,5	-14,41959	0,175639
CIE	0,000357	0,210192*	0,004788	1,987745	0,61824	86889,83	-19,13918	0,107681
CMOCTEZ	-1,91E-05	0,183095*	0,010018	2,264244	26,15608	4170,902	-18,02673	2,037867
CMR	-0,001055	0,42212*	0,00866	1,955845	118,6078	76107,8	-21,43681	1,029174
CONVER	-0,000222	0,074704	0,001819	1,919798	0,076464	2140781	-16,20492	0,109545
CUERVO	0,000494	0,810558*	0,075214	2,078857	0,132642	1837,403	-16,66996	0,21235
CULTIBA	-0,000174	0,584365*	0,025533	1,788828	1,746303	69593,13	-15,87214	0,562983
CYDSASA	-0,000319	0,273333*	0,010284	2,170468	137,0792	14216,64	-20,09735	4,985593*
DINE	0,000619	0,369443*	0,036855	1,966449	3,421783	188291,4	-20,44974	6,39619*
ELEKTRA	0,000423	0,356134*	0,022544	1,802715	22,83898	2702,382	-15,65916	8,749604*
FEMSA	-0,000165	1,204283*	0,222397	2,005171	72,07594	1687,377	-20,18391	1,319626
FINAMEX	-0,00025	0,091435*	0,006099	2,420249	81,10083	470425	-16,90777	0,071871
FINDEP	0,00033	0,151407*	0,00311	1,857019	6,521686	51872,66	-17,5822	4,864251*
FRAGUA	0,000385	0,268207*	0,014868	2,127659	86,00439	9911,86	-15,1339	0,969651
GAP	0,00048	2,131357*	0,331541	1,991504	7,856832	927,4911	-17,4857	16,27487*
GBM	0,000138	0,364225*	0,012148	1,727157	0,201007	3816309	-15,95049	2,707258
GCARSO	0,00033	1,981587*	0,246104	2,22483	22,20413	1424,027	-16,46363	0,062796
GCC	0,000377	1,064337*	0,144311	2,16744	47,41226	558,1058	-15,46759	0,717111
GENTERA	-1,60E-06	2,247967*	0,224183	1,70639	83,72175	4068,913	-19,98902	0,142564
GFAMSA	-0,000511	1,536817*	0,033322	1,826877	158,5894	177977,3	-16,51994	4,84977*
GFINBUR	0,000353	2,054564*	0,317753	2,212958	41,67907	606,4881	-20,52405	0,827775
GFNORTE	0,000264	2,261881*	0,320437	2,109723	12,56822	203,5948	-19,10362	0,176845
GICSA	-0,000873	2,061225*	0,130064	1,79586	176,4245	545296,2	-18,61433	0,480934
GIGANTE	-9,00E-05	0,377109*	0,019823	1,86974	25,80593	35285,69	-17,00251	0,163171
GISSA	-8,03E-05	0,460185*	0,023323	2,001842	53,11936	1633,741	-15,62139	1,815483
GMD	-0,000556	0,081568	0,001178	2,232453	1,667484	267534,7	-19,09395	0,810815
GMEXICO	0,000502	1,749557*	0,219677	1,924529	4,319427	104,135	-17,68793	0,096718

Clave	Alfa	Beta	R2	DW	ARCH	JB	DFA	F de Chow
GNP	0,00104	0,035829	0,000436	1,644101	10,09817	94630,2	-17,27241	4,140035*
GPROFUT	0,000293	0,291102*	0,013075	2,001785	2,981996	176538,7	-18,56639	2,396983
GRUMA	0,000151	0,829758*	0,093744	2,084551	81,68772	301,9943	-23,16203	1,960974
GSANBOR	0,00018	0,052253	0,000725	1,928326	14,78415	11899,37	-17,5999	0,567846
HCITY	-0,001155	1,393999*	0,137772	1,850958	77,30867	967,1602	-19,19982	5,133733*
HERDEZ	2,64E-05	1,71382*	0,209797	2,033719	150,0982	700,0997	-17,70073	0,303504
HOMEX	-0,001308	2,365626*	0,061252	1,657208	74,41587	17565,09	-18,2886	9,580551*
HOTEL	-0,000613	0,795746*	0,057254	2,254838	109,5653	3673,302	-17,2968	0,086447
ICH	0,000946	0,90577*	0,073704	2,023131	0,211987	25953,88	-17,31535	26,34455*
IDEAL	0,000306	0,254932*	0,0058	2,090962	0,000712	3586827	-16,21149	3,132304*
INVEX	0,00019	0,025524	0,00131	2,034083	0,937159	1121053	-16,79041	1,473705
KIMBER	1,91E-05	1,186413*	0,152026	2,062409	9,877108	382,9777	-17,6273	3,896671*
KUO	0,000135	0,137103*	0,004662	2,179055	29,89891	5051,546	-16,07541	1,672271
LAB	8,94E-05	1,321548*	0,126685	2,01358	228,7293	755,0555	-20,31343	4,622787*
LACOMER	0,000724	1,254276*	0,156568	2,287876	49,9582	3203,585	-17,96633	0,159792
LALA	-0,000535	1,017439*	0,103382	2,044644	6,555988	1346,636	-15,98229	1,035617
LAMOSA	0,000969	0,228619*	0,009007	1,997502	0,616907	7072,305	-17,03859	6,78664*
LIVEPOL	-0,000246	1,785046*	0,277073	1,974967	81,58722	1049,109	-15,99644	0,491261
MEDICA	0,000483	0,331492*	0,00863	2,129579	25,19917	4417,98	-17,66861	3,193315*
MEGA	-0,000213	0,971196*	0,119425	2,159688	5,136685	833,9137	-16,13503	0,670913
MFRISCO	-0,000144	1,723838*	0,046124	1,889421	1,61771	3326797	-15,8306	0,729466
MINSA	-0,000312	0,085845	0,000775	1,655918	323,282	3392598	-16,22462	0,388845
MONEX	0,000106	0,309601*	0,005942	2,059149	0,008908	1155135	-18,8443	0,661715
NEMAK	-0,000633	1,438821*	0,129364	1,912598	105,8315	666,4966	-17,50921	1,833432
OMA	0,000317	1,993473*	0,286862	2,170272	7,300586	1664,867	-17,31575	6,143437*
ORBIA	0,000119	1,806196*	0,262222	1,939131	66,62781	1659,052	-16,02058	1,715132
PASA	-0,000354	0,105898	0,00346	2,013776	28,24352	65865,03	-17,0626	0,131737
PE&OLES	-0,000266	1,48011*	0,112955	1,961396	1,865451	5510,049	-16,4712	9,530116*
PINFRA	-0,000104	1,282577*	0,231693	2,267791	71,26122	192,2343	-14,47372	1,605896
POCHTEC	0,000368	0,168395	0,002463	2,113101	197,4656	40248,33	-16,39366	0,120299
POSADAS	-0,000339	0,35123*	0,037847	1,898245	1,245609	83026,58	-16,94517	7,244654*
Q	0,001018	1,025227*	0,107646	2,058465	75,7496	5429,336	-21,02385	4,019689*
R	0,000203	1,893326*	0,258581	2,165867	99,26137	1452,303	-14,6117	8,611333*
RLH	9,35E-05	0,092499	0,00187	1,906562	0,17521	277048,6	-15,15831	0,306557
SIMEC	0,00111	0,339804*	0,011776	2,054118	16,83193	8473,387	-18,40419	3,153238*

Clave	Alfa	Beta	R2	DW	ARCH	JB	DFA	F de Chow
SORIANA	-0,000358	1,131927*	0,129984	2,050562	47,60371	1222,773	-15,70155	0,225404
SPORT	-0,001142	0,843561*	0,038708	1,823145	2,396493	492187,1	-18,32818	11,17394*
TEAK	-0,000972	0,354736*	0,007061	1,923963	216,4439	38546,89	-19,62443	0,980244
TLEVISA	-0,000547	2,265933*	0,280514	2,015667	0,773909	5095,256	-15,80665	15,19244*
TMM	-0,000269	0,723754*	0,021236	2,218068	32,97243	9527,192	-17,16296	8,399243*
TS	0,002094	3,010038*	0,037345	1,989015	0,001511	41110073	-12,32711	25,39063*
UNIFIN	-0,000692	1,410255*	0,112413	1,878363	79,83872	5597,345	-16,79753	4,801733*
URBI	-0,00134	0,893823*	0,012327	1,418291	144,8563	676963,7	-16,61022	0,407294
VALUEGF	0,000724	0,679226*	0,0115	1,781956	77,26089	2283,732	-18,23861	2,101527
VASCONI	-0,000249	0,097924	0,001976	1,7939	88,04249	97554,84	-15,29131	1,443034
VESTA	0,000461	1,298107*	0,204167	2,207777	21,19746	1886,234	-16,5493	0,367311
VINTE	0,000283	0,130805*	0,010041	2,38432	23,77397	5505,067	-19,17263	0,168276
VITRO	-0,000877	0,712257*	0,059075	2,015752	149,6518	2696,902	-18,11296	0,50913
VOLAR	0,000328	2,532985*	0,233313	1,908495	35,36595	3359,895	-19,29932	15,10535*
WALMEX	0,000644	-0,305587*	0,011821	2,022514	36,0945	6031,43	-18,27324	2,137579

Nota: * indica significancia al 5 %